

Article

« Le modèle scandinave et l'économie canadienne »

Bernard Decaluwé

L'Actualité économique, vol. 60, n° 2, 1984, p. 164-185.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/601288ar>

DOI: 10.7202/601288ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

LE MODÈLE SCANDINAVE ET L'ÉCONOMIE CANADIENNE

Bernard DECALUWE

Université Laval

En vue de rendre compte des mécanismes de transmission de l'inflation au Canada, notre étude applique une distinction entre les industries abritées et les industries exposées. Ces dernières sont soumises à une forte concurrence de leurs compétiteurs étrangers, alors que les industries abritées en sont préservées. Les critères de classification des branches exposées et abritées sont présentés dans la deuxième section de l'article, tandis que dans la section 3, nous discutons du mode de construction et l'évolution des principales variables macro-sectorielles. La section finale traite des équations du modèle et présente les résultats des estimations économétriques.

1. INTRODUCTION

Pour rendre compte des mécanismes de transmission de l'inflation au Canada, notre étude applique une notion remise récemment à l'honneur par « l'école scandinave », mais dont les origines sont à la fois anciennes et multiples. Cette notion conduit à répartir les activités économiques en deux grandes catégories, à savoir les secteurs d'activités exposés à une forte concurrence internationale et les branches protégées de cette concurrence¹.

* Je tiens à remercier Mme Sylvie Dillard, MM. J. Lalonde, Jose Maria Francis et tout particulièrement M. M. Boisvert pour leur travail de recherche. Je remercie également plusieurs de mes collègues qui, par leurs suggestions et remarques, ont amélioré cette étude, MM. B. Fortin, P. Fortin, G. Basevi, L. Phaneuf. Je suis seul responsable des erreurs restantes. Cette recherche n'aurait pas été possible sans le concours financier du FCAC du ministère de l'Éducation du Québec.

1. Plusieurs écoles de pensées ont apparemment développé ces notions, indépendamment les uns des autres et dans des contextes différents: L'école belge des années 30, Dupriez, L.H., (1934-35), Triffin, R. (1937); l'école australienne, Corden, M., (1977); l'école scandinave, Edgren, Faxen et Odhner, (1973). Aukrust (1977); l'école française, Courbis (1975).

Les mécanismes de base reliant les salaires et les prix dans une économie « scandinave » à deux secteurs sont extrêmement simples². Dans le secteur exposé tout d'abord, l'homogénéité des produits locaux et étrangers et la faible part de l'offre locale par rapport à la demande mondiale conduisent à une élasticité croisée aux prix mondiaux quasi infinie. Cette forte élasticité-prix limite la hausse potentielle des prix de vente intérieurs à l'accroissement, exprimé en monnaie nationale, des prix mondiaux concurrents. Étant donné ceci et leur volonté de maintenir constante à long terme la part de la rémunération du travail dans leur valeur ajoutée, les firmes exposées octroient à leur main-d'œuvre des augmentations salariales limitées par le taux d'accroissement de la productivité du travail et du prix de la valeur ajoutée intérieure. D'autre part, les firmes abritées jouissent, sinon individuellement, du moins collectivement d'une plus grande liberté dans la fixation de leurs prix de vente intérieurs car elles sont protégées de la concurrence internationale. Elles peuvent ainsi suivre les comportements salariaux du secteur exposé, sans réduire leurs marges bénéficiaires, en répercutant sur leurs prix de vente toute hausse de coûts salariaux qui excéderait les gains de productivité de la main-d'œuvre. Ces hausses de coûts et de prix, combinées à l'inflation importée, contribuent au processus inflationniste intérieur et à l'accroissement du niveau général des prix.

Plusieurs auteurs ont testé avec succès ces relations fondamentales : Calmfors (1977) et Aukrust (1977). Ils se basent toutefois sur une répartition intuitive des activités économiques entre les branches exposées et abritées. Ainsi, dans leurs études, le secteur abrité regroupe principalement le secteur des services (électricité, gaz, eau, construction, commerce, etc.), l'agriculture et quelques industries manufacturières (alimentation, boissons et tabacs). Le reste du secteur primaire et la majorité des industries manufacturières appartiennent au secteur exposé. Le bien-fondé de cette classification est douteux et nous en discuterons rapidement à la section 2. Nous y présenterons également la clef de répartition proposée par Decaluwe (1980) et (1981) fondée sur un double critère : (1) le degré d'ouverture de l'industrie à la compétition internationale, (2) l'intensité de la concurrence étrangère et son effet sur le processus de fixation des prix de vente intérieurs. Cette classification, utilisée également par Dusault et Lacroix (1982), ne porte cependant que sur les industries manufacturières. Elle exclut par conséquent du secteur abrité la quasi-totalité des activités économiques qui y sont traditionnellement incluses (les secteurs primaire et secondaire).

Le reste du texte est organisé comme suit. La section 3 présentera le mode de construction et l'évolution temporelle des principales variables.

2. Voir, par exemple, Aukrust (1977), Decaluwe (1980) et Frisch (1977).

La section 4 discutera des estimations économétriques et de la pertinence du mécanisme scandinave de liaison des salaires et des prix. Finalement, nous tirerons quelques enseignements et conclusions.

2. LA CLASSIFICATION DES BRANCHES EXPOSÉES ET ABRITÉES

Dans un article récent, Decaluwe (1981) a montré que la grille scandinave traditionnelle de répartition des activités économiques entre les secteurs était inadéquate à cause de l'absence d'un critère de mesure du degré de concurrence internationale à laquelle ces économies sont soumises, et parce qu'elle conduit à une structure duale « exposé-abrité » quasi identique pour toutes les économies capitalistes développées. Or, il apparaît intuitivement évident que le degré d'ouverture et de concurrence internationale est très différent dans des économies comme celles des États-Unis, du Canada ou de la Belgique par exemple.

Aussi, les industries manufacturières canadiennes sont-elles réparties en deux catégories en tenant compte des critères suivants : le degré d'ouverture et l'intensité de la concurrence internationale. Sont considérées comme ouvertes les industries exportant 25% ou plus de leur produit principal ou dont au moins 25% de la demande intérieure est importée. Sont considérées comme fortement soumises à la concurrence internationale les industries dont l'élasticité des prix de vente intérieurs par rapport aux prix mondiaux est significativement différente de zéro et/ou supérieure à 0,50³. Le résultat de cette classification est présenté au tableau 1.

TABLEAU 1
INDUSTRIES MANUFACTURIÈRES CANADIENNES EXPOSÉES ET ABRITÉES

Branches exposées	Branches abritées
1. Textiles	1. Aliments et boissons
2. Bois	2. Tabac
3. Papiers et activités connexes	3. Caoutchouc
4. Transformations métalliques	4. Cuir
5. Fabrication de machines	5. Bonneterie et vêtements
6. Matériel de transport	6. Meubles
7. Produits électriques	7. Produits métalliques
8. Produits chimiques	8. Produits non métalliques
	9. Pétrole et charbon

SOURCE : Decaluwe (1980) et (1981).

Huit et neuf groupes majeurs de la classification industrielle standard sont classés respectivement dans les branches exposées et abritées. Les

3. Voir Decaluwe (1980 et 1981) pour une discussion détaillée des critères de classification. Cette classification a été utilisée récemment par Dussault et Lacroix (1982).

variables sectorielles peuvent maintenant être construites par agrégation des groupes majeurs. La section 3 discute du mode de construction de ces variables.

3. LES VARIABLES

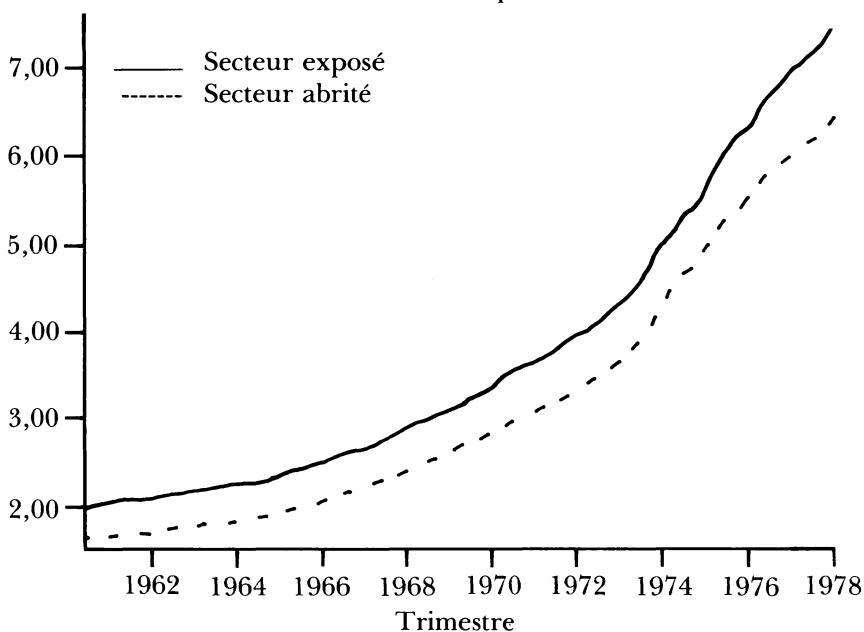
3.1 *Construction statistique*⁴

Les variables trimestrielles macro-sectorielles de prix, de salaires, d'emploi et de production de 1961-1 à 1978-4 sont calculées en pondérant de façon appropriée les séries chronologiques du groupe majeur de la classification industrielle standard (SIC). Pour les rémunérations salariales, on pondère les gains horaires moyens, c'est-à-dire les gains bruts incluant le temps supplémentaire par industrie par un coefficient mesurant l'importance relative de l'industrie dans le secteur (mesurée annuellement en heures-hommes). Les données sur l'emploi sont tirées des observations du nombre d'employés par industrie et pondérées par les poids salariaux. Les indices du produit intérieur réel par branche pondérés par leurs parts relatives dans la valeur de la production industrielle du secteur en 1969 mesurent la production sectorielle. L'évolution des prix est perçue au triple niveau des prix de vente intérieure, des prix des intrants intermédiaires, et des prix mondiaux des produits concurrents des branches exposées.

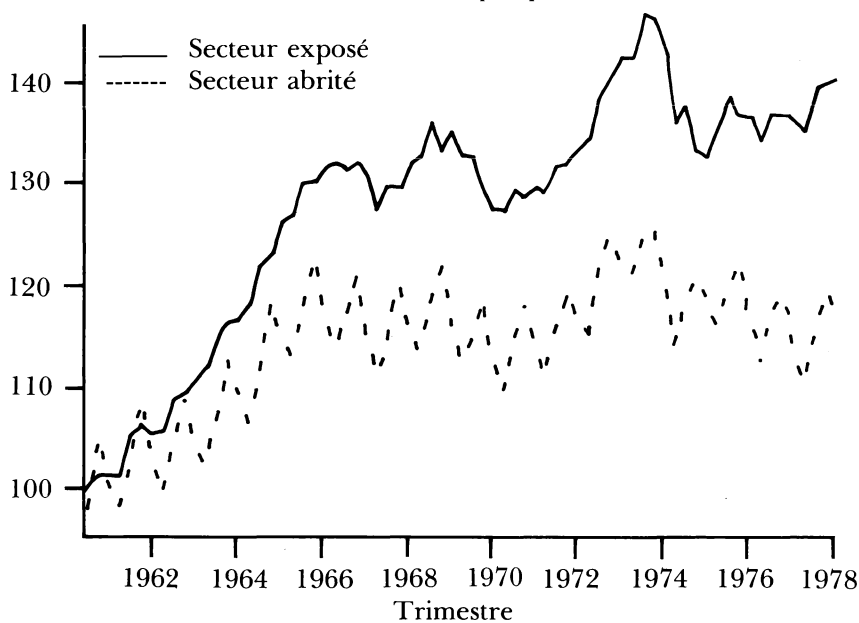
Pour obtenir les prix sectoriels intérieurs, on pondère les indices de prix de vente intérieurs par industrie par l'importance relative de l'industrie dans la branche en 1969. Pour les prix des matières premières, on calcule d'abord un indice des prix des intrants par industrie en se basant sur les coefficients techniques de la matrice input-output de 1961. Ultérieurement, les indices sectoriels correspondants sont fabriqués par pondération des séries industrielles par des poids représentant l'importance relative des inputs de l'industrie dans la valeur totale des inputs du secteur. Pour mesurer les prix des produits concurrents, un choix difficile se présentait. En effet, plusieurs auteurs ayant mis en doute la qualité des indices de prix canadiens à l'importation et à l'exportation, on a utilisé des indices de prix de vente des industries correspondantes aux États-Unis pour mesurer les prix mondiaux. Les indices américains ont été affectés d'un poids reflétant l'importance relative de l'industrie dans l'ensemble du secteur exposé canadien. Toutefois, ce choix n'est pas exempt d'arbitraire car on sait que la dispersion géographique des flux du commerce extérieur canadien est importante dans plusieurs branches. Néanmoins, les lacunes causées par cette approximation sont probablement moins dommageables dans le contexte canadien que dans d'autres petits pays industrialisés.

4. Le détail des sources est présenté en annexe I.

GRAPHIQUE 1
GAINS HORAIRES MOYENS (\$)
Évolution des salaires par secteur



GRAPHIQUE 2
INDICES D'EMPLOI (1961 = 100)
Évolution de l'emploi par secteur



3.2 *Description des variables*

Les graphiques 1 à 4 reproduisent respectivement les résultats des calculs pour les salaires, l'emploi, la production et les prix intérieurs pour les branches exposées et abritées. Une comparaison du niveau des rémunérations salariales sectorielles (graphique 1) révèle un écart moyen de l'ordre de 14,9% entre les taux de salaire. Ces rémunérations suivent toutefois une trajectoire logarithmique très parallèle bien qu'un examen attentif fasse déceler un rétrécissement de l'écart de rémunération qui passe d'un maximum de 24,3% en 1961-3 à un minimum de 13,5% en 1975-3 pour remonter ensuite et s'établir à 17,04% en 1978-3.

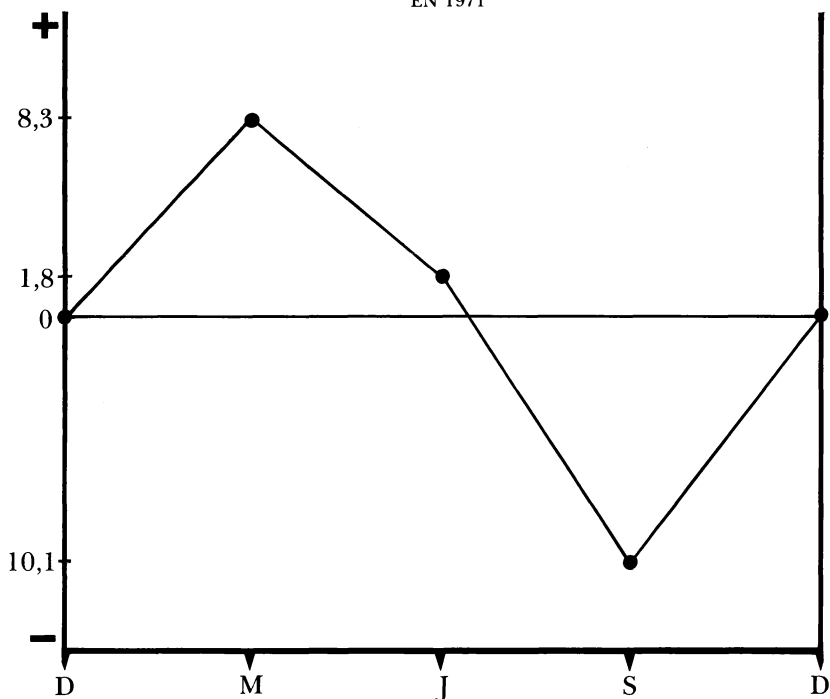
Trois phénomènes principaux caractérisent l'évolution de l'emploi sectoriel (graphique 2). Premièrement, le rythme d'expansion de l'emploi est rapide et continu dans chaque branche jusqu'en 1966. Par la suite, l'emploi dans le secteur abrité reste quasi stable malgré un cycle conjoncturel sensible (66-70; 70-74; 74-78). Deuxièmement, l'amplitude conjoncturelle de l'emploi dans le secteur abrité est plus prononcée, sans être désynchronisée par rapport aux phases des cycles conjoncturels exposés. Troisièmement, le mouvement saisonnier affecte vigoureusement l'emploi dans les industries abritées. Cette constatation frappante s'explique facilement, si on se souvient que les industries exposées écoulent une bonne part de leur production sur les marchés internationaux et souffrent sans doute moins que d'autres de l'étroitesse du marché local.

L'allure des séries de production (graphique 3) confirme la croissance soutenue de l'industrie manufacturière canadienne depuis 1961. Toutefois, la croissance plus rapide du secteur exposé a pour conséquence de diminuer la part relative des industries abritées dans l'ensemble de l'industrie manufacturière. Alors que ce secteur représentait 55,5% des activités industrielles en 1961, sa part relative se réduit à 47,3% en 1978. Soulignons, de plus, l'allure généralement peu synchronisée du mouvement saisonnier et sa récurrence annuelle typique, comme l'indique l'évolution trimestrielle du rapport entre la production des deux secteurs d'activités.

La figure 1 décrit l'allure et l'amplitude caractéristique de cette désynchronisation sectorielle en 1971. Au 1^{er} trimestre, la production exposée excède de 8% le niveau d'activité des industries abritées. Cet écart se résorbe puis se renverse aux deux trimestres suivants, pour revenir ensuite au niveau atteint en début de période.

Notre description des séries de prix se limite à l'examen des prix de vente intérieurs sectoriels (graphique 4). Outre l'accélération de l'inflation à partir de 1971, notons le retournement dans l'évolution des prix relatifs. Par rapport à des termes de l'échange égaux à 1 en 1971, les prix de vente du secteur abrité se sont accrus de 9,4% au-dessus du niveau

FIGURE 1
RAPPORT ENTRE LA PRODUCTION RÉELLE DES INDUSTRIES EXPOSÉES ET ABRITÉES
EN 1971



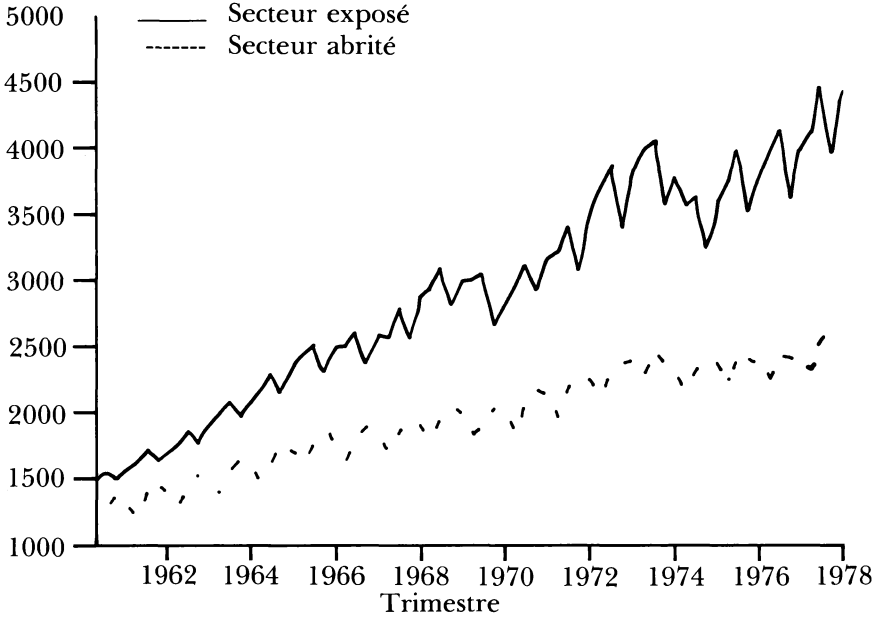
moyen des prix des industries exposées en 1978, alors qu'ils étaient inférieurs de 6,4% en 1961. De même, de l'examen de l'évolution des prix relatifs, l'on note une diminution rapide du rapport prix exposés/prix abrités d'une valeur maximale de 1,085 en 1961-4 à un minimum de 0,91 en 1974-1 et un redressement ultérieur.

Une explication microéconomique précise de l'évolution des prix relatifs demanderait évidemment la prise en compte des conditions de demande et d'offre sectorielles pour chaque produit. Le schéma scandinave qui accorde un poids prépondérant aux conditions de production apparaîtra nécessairement partiel. Toutefois, l'évolution historique des prix relatifs canadiens n'est pas contradictoire avec le mécanisme scandinave, puisque celui-ci prédit un rythme d'augmentation des prix du secteur abrité supérieur au taux de croissance des prix exposés et égal à l'écart sectoriel des gains de productivité du travail.

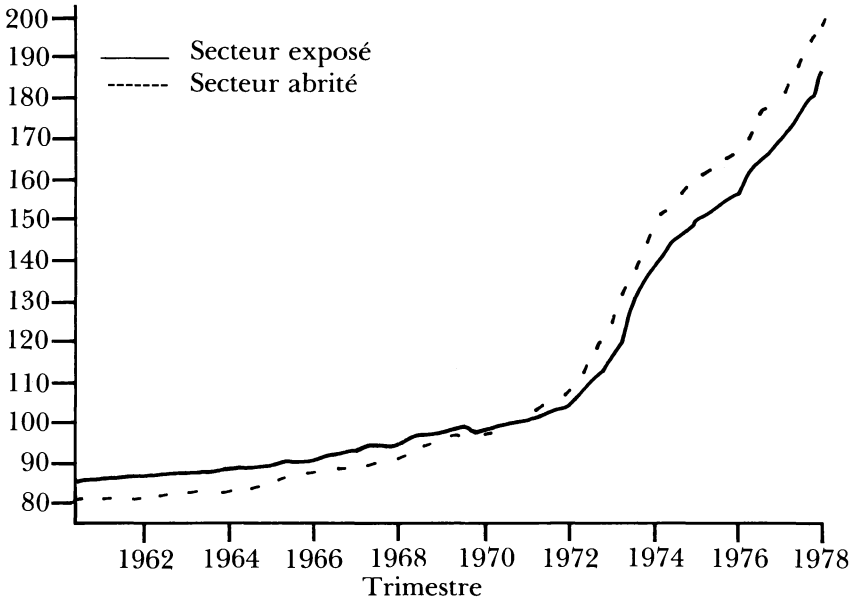
4. LE MODÈLE EMPIRIQUE

La spécification des équations de salaires et de prix s'inspire fortement de la dialectique scandinave d'interaction entre les secteurs exposés et abrités. Elle s'en écarte, cependant, en y intégrant, tout d'abord, une

GRAPHIQUE 3
PRODUCTION RÉELLE (MILLIONS DE \$ 1969)
Évolution de la production par secteur



GRAPHIQUE 4
INDICES DES PRIX DE VENTE (1971 = 100)
Évolution des prix domestiques par secteur



structure dynamique destinée à saisir la vitesse des ajustements vers les équilibres de longue période et en incorporant, ensuite, un ensemble de variables destinées, pour l'essentiel, à tenir compte de facteurs de demande dans la spécification des équations de prix et des facteurs de déséquilibre de marché et d'anticipations inflationnistes dans la détermination des rémunérations salariales.

4.1 Les prix exposés

Le niveau désiré des prix exposés est en relation étroite avec le niveau des prix des produits concurrents étrangers. Cette relation s'écrit, en première différence logarithmique, de la manière suivante :

$$\hat{PE}_t^* = a_1 + a_2[\hat{PE}^f + \hat{R}]_t \quad (1)$$

dans laquelle PE^* est le niveau des prix intérieurs d'équilibre à long terme du secteur exposé, PE^f le niveau des prix en devises des produits concurrents, R , le taux de change exprimant le nombre d'unités de monnaie nationale par unité de monnaie étrangère. Le symbole $\hat{}$ indique un taux d'accroissement. La vérification empirique de la loi de l'unicité internationale des prix des produits exposés pourrait se faire en testant les hypothèses suivantes $a_2 = 1$ et $a_1 = 0$. Si cette hypothèse n'était pas rejetée, elle impliquerait qu'à long terme les élasticités des prix intérieurs aux prix mondiaux et au taux de change sont unitaires et que le coefficient a_1 est nul.

Lors des estimations statistiques, trois facteurs ont conduit à la modification de l'équation originelle. (1) Le processus d'ajustement vers les équilibres de longue période a été saisi en postulant d'une structure de retards sur les variables exogènes (de type Almon). (2) On a supposé que l'ampleur de la demande excédentaire influençait les vitesses d'ajustement et le rythme d'accroissement des prix. Plusieurs indicateurs de demande ont été expérimentés économétriquement. (3) On a examiné l'impact respectif des prix étrangers et du taux de change sur les prix. En effet, dans l'équation 1, le niveau des prix des produits concurrents se

TABLEAU 2
ÉLASTICITÉS DES PRIX EXPOSÉS

Élasticité par rapport à	Court terme	Long terme
\hat{PE}^f	0,349 (0,536)	0,595 (5,51)
\hat{R}	0,212 (3,59)	0,409 (3,91)
DE	0,038 (1,89)	0,038 (1,89)

mesure par le niveau des prix de vente en devises corrigés du taux de change. Toutefois, il est possible que les agents économiques perçoivent différemment l'impact d'une hausse des prix de leurs concurrents et une dévaluation de la monnaie nationale, l'un ou l'autre de ces facteurs pouvant être jugé temporaire. En outre, d'amples oscillations du taux de change entraînent une forte instabilité à court terme de la variable $(PE^f + R)$. Pour purger cette instabilité, on peut recourir à un lissage par moyennes mobiles du taux de change, ou scinder la variable prix concurrents en ses composantes : prix et taux de change. Comme la méthode de lissage risque d'escamoter certaines caractéristiques du processus d'ajustement, on a retenu la seconde méthode et testé explicitement l'hypothèse d'égalité des élasticités postulée par les Scandinaves. L'équation estimée par la méthode d'Almon se présente sous la forme suivante :

$$\hat{PE}_t = b_1 + b_2(L)P\hat{E}_t^f + b_3(L)\hat{R}_t + b_5(L)DE_t + u_t \quad (2)$$

où DE représente l'excès de demande sectorielle, (L) les paramètres de retards échelonnés, et b_1 le vecteur des constantes saisonnières et muettes. Les résultats détaillés sont reproduits en annexe et résumés au tableau 2 dans lequel les coefficients mesurent les élasticités (les variables t entre parenthèses).

Plusieurs conclusions sont à tirer des estimations économétriques.

(1) Les premières expérimentations statistiques portaient à penser que l'alignement des prix intérieurs aux prix mondiaux était non seulement élevé mais quasi instantané. Cependant, un examen plus systématique indiquait que les très hauts taux d'inflation enregistrés en 1974, causés par des facteurs intérieurs momentanés mais dominants, cachaient certains mécanismes d'ajustement plus fondamentaux. L'élimination de ces observations a dégagé finalement une élasticité de long terme aux prix américains supérieure à l'élasticité de court terme mais significativement différente de l'unité. (2) L'incidence des variations du taux de change sur les prix intérieurs est nettement infra unitaire et significativement plus faible que l'élasticité aux prix américains. Notre résultat confirme des études antérieures de ce phénomène, et suggère que les agents économiques canadiens ont, soit partiellement anticipé l'effet des variations du taux de change sur les prix intérieurs, soit perçu les faibles variations du taux de change durant la majorité de la période (1962-1 — 1978-4) comme un phénomène temporaire (peut-être réversible) et d'amplitude secondaire par rapport à l'inflation étrangère. (3) La pression exercée par la demande joue un rôle significatif dans le rythme d'accroissement des prix. Mesurée par l'écart en pourcentage entre les stocks de produits finis et leur niveau normalisé⁵, cette pression de la demande agit sur le rythme d'inflation avec une élasticité de long terme approximativement égale à

5. Voir l'annexe I pour la définition des variables.

0,04. Bien que significativement différente de zéro, la faiblesse de l'effet direct de la demande par rapport à l'inflation importée est frappante. En outre la performance des autres indicateurs de pression de la demande que nous avons construits s'est montrée très faible. Qu'il s'agisse des indicateurs de pression du commerce extérieur ou de la demande totale (indices des commandes non satisfaites, du niveau des inventaires, du niveau des ventes, ou de la valeur ajoutée), nos investigations empiriques n'ont pas été couronnées d'un très grand succès, et nos résultats semblent encourager les efforts de ceux qui cherchent d'autres moyens que des politiques récessionnistes intérieures pour contrer l'inflation.

4.2 *Les salaires dans les industries manufacturières exposées*

Lorsque les économistes scandinaves étudient le processus de fixation des rémunérations du travail, ils l'abordent sous l'angle de la firme en soulignant que c'est finalement la capacité de payer de l'entreprise qui fixera les « bornes » raisonnables de l'augmentation des gains horaires du travail. De façon plus précise, ils constatent que les entreprises essayent de garder un rapport raisonnable entre les parts respectives des salaires et des profits dans la valeur ajoutée de la firme, mais précisent que la constance des parts distributives allouées aux facteurs de production est un objectif de long terme⁶.

Avec cette hypothèse, il devient facile de déterminer le taux de croissance souhaité des salaires lorsqu'est définie la part relative des rémunérations du travail dans la valeur ajoutée du secteur.

$$SLE^* \equiv \frac{WE^* \cdot LE^*}{PVAE^* \cdot VE^*}$$

où SLE représente le rapport entre les gains horaires du travail dans la branche exposée (WE) multiplié par le nombre d'heures-homme (LE) et le volume de la production dans la branche (VE) (valeur ajoutée à prix constants) multiplié par le prix de la valeur ajoutée ($PVAE$), et $*$ la valeur désirée de la variable dans le long terme.

Sous forme de taux de croissance, on écrira :

$$\widehat{SLE}^* \equiv \widehat{WE}^* - \widehat{PVAE}^* - \widehat{QE}^*$$

où \widehat{QE} représente les gains de productivité moyenne du travail, et $\hat{}$ un taux de croissance.

D'autre part, le rythme de hausse du prix de vente est nécessairement réparti entre l'accroissement du prix de la valeur ajoutée brute et celui du

6. C'est un fait bien connu toutefois que la constance des parts distributives présuppose une fonction de production à élasticité de substitution unitaire. En formulant leur théorie, les Scandinaves testent implicitement la nature de la fonction de production sous-jacente.

prix des intrants intermédiaires⁷, on peut écrire :

$$\hat{P}\hat{E} = v \cdot \widehat{PVAE} + \sum_{j=1}^n a_{ij} \hat{P}_j$$

avec $v + \sum_{j=1}^n a_{ij} = 1$

où P_j est le prix de vente du produit j , a_{ij} la part relative de la valeur de l'input j dans l'output total de la branche, v la part relative de la valeur ajoutée dans la valeur de l'output.

Appelant $\widehat{PINE} \equiv \sum_j a_{ij} \hat{P}_j$ le taux de croissance des prix des intrants intermédiaires, on obtient la relation de long terme des offres salariales de la branche :

$$\hat{WE}^* = \frac{1}{v} [\hat{PE}^* - \widehat{PINE}^*] + \hat{QE}^* + \widehat{SLE}^* \quad (3)$$

En d'autres mots, le rythme souhaité d'expansion des salaires nominaux dépend tout d'abord de l'amélioration anticipée des termes de l'échange de l'entreprise $[\hat{PE}^* - \widehat{PINE}^*]$, c'est-à-dire de sa capacité de payer des salaires accrus sur base de l'augmentation anticipée à long terme de ses prix de vente relativement à la hausse attendue du prix des autres ressources productives, ensuite du rythme anticipé d'accroissement de la productivité du travail et, finalement, de la variation dans les parts distributives affectées aux facteurs de production. Nous suivons les Scandinaves en acceptant que les parts distributives sont constantes à long terme et que, par conséquent, $\widehat{SLE}^* = 0$.

À court terme toutefois, les taux salariaux négociés dans les entreprises résultent d'une confrontation des offres salariales patronales à des demandes syndicales ou individuelles des travailleurs. Sous cet angle, nous suivons une tradition bien documentée de la littérature économique qui identifie trois facteurs déterminants de demandes salariales. (1) Le resserrement plus ou moins marqué de l'écart entre l'offre et la demande sur le marché du travail représente un facteur important du rapport de force entre travailleurs et entreprises. (2) Les anticipations des salariés par rapport au taux d'augmentation futur du niveau général des prix déterminent pour une large part leurs exigences salariales puisqu'il s'agit de protéger leur pouvoir d'achat. (3) Une mauvaise anticipation du taux d'inflation antérieure conduit les travailleurs à exiger un « rattrapage » salarial fondé sur l'écart entre le taux d'inflation anticipé lors de la négociation des ententes salariales et le taux d'inflation effectivement réalisé⁸.

7. La production est mesurée aux coûts des facteurs.

8. Voir, par exemple, Green, C. et Cousineau, J.M. (1976), Wilton, T.A. et Reid, F. (1979), pour une discussion pertinente de ces facteurs.

La combinaison de ces facteurs conduit finalement à la spécification suivante :

$$\begin{aligned} \widehat{WE}_t = & c_0 + c_1 \hat{P}^* + c_2 \hat{P}_t^R + c_3 [\hat{PE}^* - \widehat{PINE}^*]_t \\ & + c_4 U^{-1} + c_5 [\hat{QE} - \widehat{QEN}]_t + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

dans laquelle \hat{P}^* est le taux de croissance anticipé de l'indice des prix à la consommation, \hat{P}^R est le taux de « rattrapage » des salaires nominaux, $[\hat{QE} - \widehat{QEN}]$ est l'écart entre le taux de croissance de la productivité du travail et son évolution tendancielle, U^{-1} est l'inverse du taux de chômage, c_0 le vecteur des constantes saisonnières et muettes.

Pour les fins de l'expérimentation statistique, les variables sont mesurées comme suit. L'excès de demande sur le marché du travail est capté par le taux de chômage désaisonnalisé des hommes adultes. Toutefois, et afin de tenir compte de plusieurs facteurs structuraux qui ont altéré cette mesure à partir des années 1970, on a scindé en deux la période échantillonnale par l'introduction d'une variable muette multiplicative après 1971⁹. La prospection économétrique a montré que des délais de cinq ou six périodes donnent de meilleurs ajustements.

L'inflation attendue des prix à la consommation est construite à partir d'une forme élémentaire de l'hypothèse d'anticipations adaptatives dans laquelle les anticipations courantes reposent sur l'évolution observée dans le passé. La série est construite à l'aide d'un modèle à retards échelonnés sur cinq trimestres de l'inflation observée et l'on a imposé des contraintes aux paramètres pour les exprimer sous la forme d'un polynôme du second degré. La somme des pondérations dans les retards échelonnés s'établit à 1,00 (\bar{R}^2 : 0,63).

La mesure de rattrapage salarial est saisie par l'écart entre le taux d'inflation effectivement réalisé et l'augmentation anticipée de l'indice des prix à la consommation. La prospection statistique a montré qu'un délai de six périodes s'écoulait entre la perte de pouvoir d'achat des travailleurs attribuable à des erreurs d'anticipation et les mesures correctives appliquées aux rémunérations nominales.

Du côté des facteurs influençant les offres salariales patronales, on a retenu que l'amélioration tendancielle de la productivité était approximativement constante (et incorporée dans le terme constant de l'équation) et que l'écart entre l'amélioration courante de la productivité et sa tendance $[\hat{QE} - \widehat{QEN}]$ avait un effet positif sur les augmentations salariales. D'autre part, l'amélioration anticipée des termes de l'échange de l'indus-

9. Les mesures alternatives (c'est-à-dire postes vacants — UGAP etc.) se sont montrées statistiquement inférieures à l'indice du taux de chômage des hommes adultes. Voir, par exemple, Kotowitz (1979) pour un traitement similaire, et pour une analyse des changements structuraux, Fortin, P. et K. Newton (1981), Fortin, P. et L. Phaneuf (1981).

TABLEAU 3
SALAIRES EXPOSÉS

	c_i	Variable t de Student	
\hat{P}^*	0,482	2,07	\bar{R}^2 0,661 SER 0,0060
\hat{P}_{t-6}^R	0,235	1,33	SSR 0,0019 DW 1,97
$[\hat{P}E^* - PINE^*]$	0,090	1,67	
$U_{t-6}^{-1(61-70)}$	0,040	2,41	
$U_{t-6}^{-1(71-78)}$	0,070	2,77	
$[\hat{Q}E - \hat{Q}EN]_{t-6}$	0,085	2,45	
$CONTRÔLE_{76-78}$	-0,005	1,71	

trie, qui conditionne les augmentations salariales, est mesurée par l'écart entre le taux d'augmentation anticipé des prix de vente de l'industrie et celui du coût anticipé des matières premières. Ces deux variables sont construites à l'aide d'un schéma d'anticipations adaptatives semblable à celui postulé pour les prix à la consommation. Les résultats sont résumés au tableau 3 et reproduits en annexe.

Plusieurs leçons sont à tirer du tableau 3. Tout d'abord, ces résultats ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'une relation d'arbitrage entre le taux de chômage et le rythme d'augmentation des rémunérations salariales dans le secteur exposé. Néanmoins, l'influence de l'excédent de réserve de main-d'œuvre ne se répercute sur les conditions de rémunérations que dans un délai moyen de 18 mois. En second lieu, le rythme d'accroissement des salaires nominaux est principalement influencé par les anticipations inflationnistes des travailleurs et par une volonté de récupérer avec un certain retard (18 mois) les pertes de pouvoir d'achat. L'élasticité des rémunérations nominales à l'inflation anticipée est forte (0,48) mais significativement différente de l'unité, alors que l'élasticité du rattrapage est nettement plus faible (0,23) et statistiquement différente de zéro au seuil de méfiance de 10%. Troisièmement, les mesures de contrôles des prix et salaires exercés au Canada pendant la période 1975-1978 ont freiné l'accroissement des rémunérations salariales, avec un certain délai (15-18 mois). Néanmoins, un impact similaire n'a pas été capté dans l'équation des prix exposés. Ce résultat tendrait à confirmer les études antérieures selon lesquelles les contrôles se sont exercés plus efficacement sur les rémunérations que dans le domaine des prix¹⁰. Quatrièmement, l'amélioration anticipée des termes de l'échange de l'indus-

10. Voir, par exemple, Christofides — Wilton (1979), Fortin — Newton (1981).

trie, $[\hat{PE}^* - \widehat{PINE}^*]$, et l'accélération des gains de productivité s'avèrent deux facteurs importants explicatifs de l'augmentation des rémunérations confirmant ainsi les hypothèses scandinaves.

4.3 Les salaires des industries manufacturières abritées

Beaucoup d'auteurs admettent que la mobilité du travail assurera sinon une égalisation intersectorielle du niveau des rémunérations salariales, du moins une évolution parallèle du rythme d'expansion des salaires nominaux. Eu égard aux séries chronologiques des salaires décrites précédemment, nous poursuivons dans cette voie en supposant, toutefois, que la fixation des taux de rémunération dans les branches exposées exerce un effet d'entraînement sur les autres industries. Mais, l'ajustement à court terme n'est pas instantané et le phénomène des retombées salariales s'exerce par des canaux complexes d'interférence ou d'interdépendance dans le processus de négociation des salaires de base fixés par conventions collectives qui servent de point de départ au calcul des gains moyens horaires dans l'industrie manufacturière.

Par conséquent, les scandinaves postulent l'équation de long terme des salaires abrités comme suit:

$$\hat{WA}_t^* = d_0 + d_1 \hat{WE}_t \quad (5)$$

où \hat{WA}^* est le taux de croissance désiré des rémunérations dans le secteur abrité. À court terme, l'estimation statistique s'applique à la spécification suivante:

$$\hat{WA}_t = d_0 + d_1(L) \hat{WE}_t + u_t \quad (6)$$

où d_0 est le vecteur des variables saisonnières et muettes.

Les résultats détaillés sont reproduits en annexe et résumés au tableau 4.

TABLEAU 4
SALAIRES ABRITÉS

	Court terme	Long terme
Salaires exposés	0,50 (7,13)	1,12 (7,13)
Contrôle	-0,006 (3,55)	-0,006 (3,55)

Les séries statistiques (graphique 2) laissaient entrevoir un étroit parallélisme entre l'évolution des rémunérations payées dans l'une ou l'autre branche. Toutefois, l'ajustement complet ne se réalise qu'avec un délai de 9 à 12 mois (élasticité de court terme 0,50), et l'élasticité de long

terme s'avère proche de l'unité, bien que statistiquement différente de celle-ci (1,12). Soulignons également les fluctuations nettement saisonnières des rémunérations (voir annexe) et l'impact très significatif des mesures de contrôle. Alors que les salaires abrités rattrapaient lentement le niveau des rémunérations exposées, les contrôles gouvernementaux ont stoppé cette évolution et creusé l'écart à partir de 1975-4.

4.4 *Les prix des industries manufacturières abritées*

Dès le départ, on a accepté le modèle traditionnel de marge bénéficiaire¹¹ pour dériver une équation de prix, en y incorporant un mécanisme d'ajustement de court terme et un impact de la demande sur le taux de marge bénéficiaire. Sous forme de taux de croissance, on écrit:

$$\hat{PA}_t = e_0 + e_1(L)\hat{CU}_t + e_2(L)\hat{PINA}_t + e_3(L)DA_t + u_t \quad (7)$$

où PA représente les prix abrités, DA l'excès de demande sectorielle, CU et $PINA$ le coût total unitaire des facteurs de production et des intrants intermédiaires respectivement, e_0 le vecteur des constantes saisonnières.

Les coûts unitaires des facteurs de production englobent normalement tous les coûts, c'est-à-dire aussi bien les coûts en main-d'œuvre qu'en capital. En pratique, cependant, la plupart des modèles estimés dans la littérature ont négligé ce facteur en soulignant que l'omission d'une mesure explicite des coûts en capital n'entraînait un biais de spécification qu'en présence d'une forte variation des coûts relatifs. Nous suivons la même démarche tout en rappelant les très faibles résultats empiriques obtenus dans des études sectorielles récentes incorporant ce facteur, et en soulignant l'extrême difficulté que représenterait la construction d'un indice sectoriel du coût en capital. Par conséquent, le taux d'accroissement des coûts unitaires des facteurs dépend de la différence entre le rythme d'augmentation des salaires nominaux et les gains de productivité du travail. On écrira:

$$\hat{CU}_t = \hat{WA}_t - \hat{QA}_t$$

où \hat{QA}_t est le pourcentage d'accroissement de la productivité moyenne du travail dans le secteur abrité, mesuré par le rapport entre la valeur ajoutée à prix constants et le nombre d'heures-homme. En outre, on laissera à l'expérimentation statistique le soin de déterminer si la productivité normalisée du travail (par rapport à sa croissance tendancielle) est un meilleur indicateur des composantes du prix que la productivité courante.

Remarquons que les coûts unitaires des matières premières sont introduits comme une composante spécifique des coûts de production. Cette séparation entre les coûts en facteurs de production et en matières premières se justifie pour plusieurs raisons. Tout d'abord, il s'avère souvent

11. Voir, par exemple, Taylor, L., Turnovsky, Wilson (1971) pour des estimations canadiennes de ce modèle, au niveau des groupes majeurs de la S.I.C.

difficile de rassembler sur une base statistique comparable toutes les composantes des coûts de production. Ensuite, l'on admet parfois que les coûts d'entrée des nouvelles unités de production sur le marché des facteurs de production sont plus élevés que sur le marché des matières premières. Finalement, le mécanisme dynamique de réponse des prix de vente aux coûts de production joue souvent différemment pour chaque composante du coût total vu l'importance relative des facteurs temporaires ou permanents dans les fluctuations de l'une ou l'autre des composantes du coût total¹².

L'équation estimée a la forme suivante:

$$\hat{P}\hat{A}_t = e_0 + e_1(L)[\hat{W}\hat{A} - \hat{Q}\hat{A}]_t + e_2(L)\hat{P}\hat{I}\hat{N}\hat{A}_t + e_3(L)D\hat{A}_t + u_t \quad (8)$$

Les résultats sont donnés en annexe et résumés au tableau 5.

TABLEAU 5
PRIX DE VENTE DU SECTEUR ABRITÉ

	Court terme	Long terme
$\hat{W}\hat{A} - \hat{Q}\hat{A}\hat{N}$	0,289 (2,29)	0,289 (2,29)
$D\hat{A}$	0,044 (1,55)	0,044 (1,55)
$\hat{P}\hat{I}\hat{N}\hat{A}$	0,203 (3,72)	0,524 (5,82)

Ces résultats pertinents confirment l'influence déterminante des coûts de production sur les prix. Toutefois, la hausse des coûts de la main-d'œuvre et des matières premières ne se répercute pas instantanément sur les prix puisque les élasticités à court terme se situent respectivement à 0,29 et 0,20. Par contre, l'élasticité à long terme des coûts totaux de production est proche de la valeur unitaire (0,80). D'autre part, c'est le coût unitaire normalisé des salaires (c'est-à-dire le coût calculé par rapport à la productivité moyenne normalisée du travail) qui fournit le meilleur ajustement statistique. Ensuite, la pression de la demande remplit un rôle quasi identique à celui qu'elle joue dans le secteur exposé. Finalement, l'équation est globalement stable et la période de contrôle ne semble pas avoir joué un rôle statistiquement identifiable.

CONCLUSIONS

L'objet du présent article était de montrer qu'une répartition des activités industrielles canadiennes entre secteurs exposé et abrité était

12. La variable $PINA$ est un indice des prix des matières premières et non des coûts unitaires. Par conséquent, l'on accepte l'hypothèse que les coefficients techniques évoluent à taux constants.

pertinente pour expliquer le mécanisme de transmission de l'inflation mondiale à l'économie canadienne. Les séries sectorielles révèlent en outre, un ensemble de caractéristiques pertinentes concernant aussi bien les prix et les salaires que le domaine de la production et de l'emploi. Par la suite, l'étude économétrique a permis de souligner que les hypothèses «scandinaves» ne peuvent être rejetées même si elles doivent être complétées par la prise en compte de facteurs d'ajustement à court terme. Cependant, le caractère «ouvert» du modèle scandinave laisse inexplicées plusieurs variables économiques importantes, qu'il s'agisse du taux de chômage, du taux de change ou de la demande, par exemple. Des recherches ultérieures devraient néanmoins permettre de relier les autres blocs macroéconomiques traditionnels, à savoir la monnaie, la demande et la balance des paiements, aux équations de salaires et de prix présentées dans cette étude. Nous croyons toutefois que l'approche proposée ouvre la voie à des développements futurs et à des analyses plus directement axées sur des recommandations de politique économique macrosectorielle.

ANNEXE I SOURCES

1- *Prix de vente exposés et abrités*

Indices prix de vente par industrie Cansim 0655-0672. Moyenne arithmétique des données mensuelles. Pondération: parts de la production en 1969.

2- *Prix concurrents: p1*

Wholesale Price Indexes by Commodities Statistical Abstract of U.S.A. Pondération: parts de production des industries canadiennes correspondantes.

3- *Prix des intrants intermédiaires PINE-PINA*

L'on a appliqué la méthodologie suggérée par Taylor, Turnovsky, Wilson (1972). Un indice de prix des inputs en biens et services est d'abord calculé pour chaque industrie manufacturière en s'appuyant sur les coefficients de la matrice de Taylor, Turnovsky, Wilson (1972 pp. 383-393). Ensuite, les indices par industrie sont pondérés selon leurs parts dans la valeur totale des inputs du secteur pour obtenir les indices par branche.

4- *Production exposée et abritée*

Produit intérieur réel par industrie — trimestriels. Stat. Can. 61-506 — 61-516.

5- *Indices de demande exposée et abritée*

Stocks de produits finis (D) Valeur estimative (en dollars) des stocks détenus de produits finis — Données mensuelles — Cansim 0511 — Stat. Can. 31-001. Indices en termes réels obtenus par division de l'indice à prix courants par l'indice du prix de vente du secteur correspondant. Pression de la demande = $(DN - D)/DN$ où DN est D normalisé par régression sur le temps.

6- *Salaires exposés et abrités*

SE-SA: Rémunération horaire moyenne par industrie. Mensuel: Cansim 0075-1435. Pondérations: parts dans le nombre annuel d'heures-homme dans le secteur en 1963-1969-1975.

7- *Emploi exposé et abrité*

Indices de l'emploi par industrie. Mensuel (1961 = 100): Cansim 0071 ou 1432. Pondérations: parts dans le nombre annuel d'heures-homme dans le secteur en 1963-1969-1975.

8- *Prix à la consommation*

Indice des prix à la consommation. Mensuel: Cansim 7000.

9- *Taux de change*

Cours à midi du dollar américain en dollars canadiens. Mensuel: Cansim 0926. Revue de la Banque du Canada.

10- *Taux de chômage*

Enquête mensuelle sur la population active: Taux de chômage: Hommes de 25 ans et plus. Mensuel: Cansim 2075, série 228-11-9.

11- *Variables normalisées et anticipées*

Les variables normalisées sont obtenues par régression sur le temps (ou des variantes) de la variable de base. Les variables anticipées sont construites par régression de la variable courante sur ses valeurs retardées (Almon). Les valeurs estimées par ses méthodes sont utilisées comme valeurs normalisées ou anticipées.

12- *Variable de rattrapage salarial*

\hat{P}^R : Écart entre le taux de croissance des prix à la consommation et sa valeur anticipée.

RÉSULTATS STATISTIQUES

1. *Prix exposés*

$$\begin{aligned}
\hat{P}E = & 0,004 + 0,001 DUM2 + 0,003 DUM3 + 0,002 DUM4 \quad (2) \\
& (2,42) \quad (3,64) \quad (5,84) \quad (3,92) \\
& + 0,043 DUM74-2 + 0,038 DE_t + 0,349 \hat{P}_t^f \\
& (9,39) \quad (1,89) \quad (5,36) \\
& + 0,189 \hat{P}_{t-1}^f + 0,074 \hat{P}_{t-2}^f + 0,004 \hat{P}_{t-3}^f \\
& (6,51) \quad (2,36) \quad (0,11) \\
& - 0,021 \hat{P}_{t-4}^f + 0,212 \hat{R}_t + 0,134 \hat{R}_{t-1} \\
& (0,75) \quad (3,59) \quad (3,04) \\
& + 0,064 \hat{R}_{t-2} \\
& (1,45)
\end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0,901 \quad SER \ 0,004700 \quad SSR \ 0,001237 \quad DW \ 1,94.$$

Méthode d'estimation: PDL · CORC · $\rho = 0,523$.

2. *Salaires exposés*

$$\begin{aligned}
\hat{W}E_t = & 0,00 + 0,003 DUM2 + 0,003 DUM3 + 0,002 DUM4 \quad (4) \\
& (0,03) \quad (1,99) \quad (2,65) \quad (1,99) \\
& + 0,482 \hat{P}_t^* + 0,235 \hat{P}_{t-6}^R + 0,040 U_{t-6}^{-1(61-70)} \\
& (2,07) \quad (1,33) \quad (2,41) \\
& + 0,072 U_{t-6}^{-1(71-78)} + 0,090[\hat{P}E^* - PINE^*]_t \\
& \quad (1,67) \\
& + 0,085 [\hat{Q}E - \widehat{QEN}]_{t-6} - 0,005 CONTRÔLE_{76-78} \\
& (2,45) \quad (1,72)
\end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 \ 0,66 \quad SER \ 0,006006 \quad SSR \ 0,001948 \quad DW \ 1,97$$

3. *Salaires abrités*

$$\begin{aligned}
\hat{W}A_t = & 0,00 + 0,002 DUM2 + 0,004 DUM3 - 0,001 DUM4 \quad (6) \\
& (0,26) \quad (4,21) \quad (9,43) \quad (1,74) \\
& + 0,506 \hat{W}E_t + 0,326 \hat{W}E_{t-1} + 0,186 \hat{W}E_{t-2} \\
& (7,13) \quad (14,69) \quad (6,55) \\
& + 0,085 \hat{W}E_{t-3} + 0,023 \hat{W}E_{t-4} \\
& (2,18) \quad (0,76) \\
& - 0,006 CONTRÔLE_{76-78} \\
& (3,55)
\end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 \ 0,879 \quad SER \ 0,004510 \quad SSR \ 0,001221 \quad DW: \ 1,75.$$

4. *Prix abrités*

$$\begin{aligned}
 \hat{P}A_t = & 0,002 + 0,001 DUM2 + 0,00 DUM3 + 0,002 DUM4 \quad (8) \\
 & (1,13) \quad (1,01) \quad (0,02) \quad (3,26) \\
 & + 0,289 [\hat{W}A - \hat{Q}AN]_t + 0,203 \hat{P}INA_t \\
 & (2,29) \quad (3,72) \\
 & + 0,145 \hat{P}INA_{t-1} + 0,096 \hat{P}INA_{t-2} + 0,056 \hat{P}INA_{t-3} \\
 & (6,02) \quad (3,68) \quad (1,81) \\
 & + 0,024 \hat{P}INA_{t-4} + 0,044 DA_t \\
 & (1,03) \quad (2,29)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 \ 0,717 \quad SER \ 0,008069 \quad SSR \ 0,003841 \quad DW \ 2,12$$

BIBLIOGRAPHIE

- AUKRUST, O., «Inflation on the Open Economy: A Norwegian Model», in Krause, L.D., et Salant, W.S. (1977).
- AULD, D.A.L., CHRISTOFIDES, L.M., SWIDINSKY, R., WILTON, D.A., *Facteurs déterminants des ententes salariales négociées au Canada*, Commission de lutte contre l'inflation, Ottawa, 1979.
- CALMFORS, L., «Inflation in Sweden», in Krause, L.D., et Salant, W.S.
- CHRISTOFIDES, L.N., et WILTON, D.A., «Wage Controls in Canada: A Study of Their Impact on Negotiated Base Wage Rates», *Economic Council of Canada*, 1979.
- CORDEN, M., *Inflation Exchange Rates and the World Economy*, University of Chicago Press, Chicago, 1977.
- COURBIS, R., *Compétitivité et Croissance en Économie concurrentielle*, Dunod, Paris, 1975, Tomes I et II.
- DECALUWE, B., «Les branches exposées et abritées de l'économie canadienne: une évaluation empirique», *Conseil économique du Canada*, document n° 163, février 1980, 60 pages.
- DECALUWE, B., «La formation des prix et les industries canadiennes exposées et abritées», *L'Actualité Économique*, décembre 1981.
- DUPRIEZ, L.H., «Chroniques de conjonctures — août 1934, février 1935, mai 1935», *Bulletin de l'Institut de Recherches Économiques de Louvain*, Louvain, Belgique.
- DUSSAULT, F. et LACROIX, R., «Les modèles scandinaves et la détermination des ententes salariales des industries manufacturières canadiennes: une analyse microéconomique», *Canadian Journal of Economics*, XV, n° 3, août 1982.
- EDGREN, G., FAXEN, K.O., OHDNER, C.E., *Wage Formation and the Economy*, London, Allen and Onwin, 1973.

- FORTIN, P. et NEWTON, K., «Labour Market Tightness and Wage Inflation in Canada», Université Laval, Cahier 8108.
- FORTIN, P. et PHANEUF, L., «Why is Unemployment Rate so High in Canada», Université Laval, Cahier 8115.
- FRISCH, H., «Inflation Theory 1963-1975: A Second Generation Survey», *Journal of Economic Literature*, décembre 1977.
- GREEN, C. et COUSINEAU, J.M., *Unemployment in Canada: The Impact of Unemployment Insurance*, Economic Council of Canada, 1976.
- KOTOWITZ, Y., *The Effect of Direct Taxes on Wages*, Commission de lutte contre l'inflation, Ottawa, 1979.
- KRAUSE, L.B., et SALANT, W.S., *Worldwide Inflation. Theory and Recent Experience*, The Brookings Institution, Washington DC, 1977.
- TRIFFIN, R., «La théorie de la surévaluation monétaire et la dévaluation belge», *Bulletin de l'Institut de Recherches Économiques de l'Université de Louvain*, novembre 1937, pp. 19-59.
- WILSON, T.A., REID, F., *L'évolution des salaires et des prix dans les industries manufacturières au Canada: une analyse économétrique*, Commission de lutte contre l'inflation, Ottawa, 1979.
- WILSON, T.A., TAYLOR, L.D., TURNOVSKY, S.J., *The Inflationary Process in North American Manufacturing*, Ottawa, Prices and Incomes Commission, 1972.